

Thermal-Conductivity Measurement Data from International Comparison of National Laboratories // Int. J. Thermophys. 2013. V. 34. Iss. 5. P. 737–762. DOI 10.1007/s10765-012-1225-x.

20. Соколов Н. А., Михалченко В. Н., Кривонос П. В., Соколов А. Н., Мухамеджанов Б. Ж., Крышнев А. М. Международные сличения по теплопроводности теплоизо-

ляторов при температуре от 10 до 40 °С // Энергосбережение в системах тепло- и газоснабжения. Повышение энергетической эффективности: Материалы 4-й науч.-практ. конф. СПб., 2013. С. 8–12.

Дата принятия: 11.01.2018.

ОБЩИЕ ВОПРОСЫ МЕТРОЛОГИИ И ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ

389.14:53.083

Руководство по выражению неопределённости измерения: проблемы, нереализованные возможности и ревизия. Ч. 2. Вероятностно-статистические проблемы

С. Ф. ЛЕВИН

Московский институт экспертизы и испытаний, Москва, Россия, e-mail: AntoninaEL@rostest.ru

Рассмотрены проблемы оценивания точности в связи с ревизией Руководства по выражению неопределённости измерения.

Ключевые слова: метод косвенного измерения, композиционный подход, интерполяционная концепция вероятности, погрешность неадекватности, моментный подход, субъективная концепция вероятности, дефиниционная неопределённость.

The problems of accuracy evaluation in connection with the revision of «Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement» are devoted.

Key words: method of indirect measurement, composite approach, interpolation concept of probability, inadequacy error, moment approach, subjective concept of probability, definition uncertainty.

Существует нормативное разделение моментного и композиционного подходов к статистическому оцениванию точности результатов в отечественной метрологии. Этого можно было бы избежать, если бы внедрение Руководства по выражению неопределённости измерения (GUM) в Государственную систему обеспечения единства измерений (ГСИ) происходило согласно международным и национальным стандартам по статистическим методам с учётом целей решаемых измерительных задач. Объективная причина такого разделения состоит в том, что «идеальный метод оценивания и выражения неопределённости измерения» вопреки утверждению GUM в действительности не связан с доверительным интервалом «среднего арифметического по выборке наблюдений» как оценки параметра положения.

Доверительные интервалы характеризуют точность статистического оценивания параметров распределений вероятностей, принимаемых для описания возможных значений измеряемых величин, тогда как точность статистического оценивания самих величин описывают толерантными интервалами, оценками долей тех же распределений при той же доверительной вероятности. Доверительные интервалы так-

же определяются верхней и нижней доверительными границами. Границы связаны с точечными оценками параметров распределений одноимёнными коэффициентами, учитывающими квантили распределений и числа измерений. При этом коэффициенты охвата для получения расширенной неопределённости связаны только с квантилями распределений, как будто параметры данных распределений известны точно. Поэтому расширенная неопределённость всегда уже доверительного интервала при совпадении значений доверительной вероятности и вероятности охвата. Особенно остро эта узость проявляется в определительных и контрольных испытаниях средств измерений (СИ). И с этой точки зрения главной идеей проекта ревизии GUM оказывается «расширение расширенной неопределённости любой ценой, вплоть до неравенства Чебышёва».

Многие специалисты до сих пор почему-то считают, что интервалы, границы которых указаны в поверочных схемах в сопровождении доверительной вероятности, именно поэтому и называются доверительными. Но тогда следовало бы признать, что в поверочных схемах под погрешностью понимают только её систематическую составляющую, допол-

няемую неисключёнными систематическими при переходе с одного уровня иерархии на другой. В действительности же нормы погрешностей в государственных поверочных схемах выражают толерантными интервалами с учётом случайной составляющей.

Неполнота учёта погрешности в терминах неопределённости измерения является камнем преткновения в череде новых проблем метрологического обеспечения деятельности испытательных и калибровочных лабораторий. Одной из последних таких проблем стало не вызывающее сомнений требование разработки процедуры: простой в применении, понятной, общепризнанной и позволяющей характеризовать качество результата измерений, т. е. оценивать при использовании данного результата его достоверность [1]. В стандарте [2] установлено: «5.4.6.1. Калибровочная или испытательная лаборатория, проводящая калибровку самостоятельно, должна иметь и применять процедуру оценки неопределённости измерений для всех калибровок и всех видов калибровки». Но в последнее время Организация по международному сотрудничеству по аккредитации лабораторий (ИЛАК), присоединившаяся в 2005 г. к семи международным организациям, от имени которых опубликовано GUM, превратила это требование в «проблему пересчёта погрешности в неопределённость».

Согласно предписанию «Руководства для заявителей и аккредитованных лиц по оформлению областей аккредитации калибровочных лабораторий с учётом неопределённости» Федеральной службы по аккредитации от 19 апреля 2017 г. калибровочные лаборатории должны выражать свои измерительные возможности в форме «неопределённость* (погрешность, класс, разряд)**», обозначенной символами « U_p » и «ПГ». Примечания: * Приводятся минимальные значения расширенной неопределённости измерений при калибровке, ... полученные путём умножения стандартной неопределённости на коэффициент охвата $k=2$, соответствующий уровню доверия, приблизительно равному 95 % при допущении нормального распределения. Оценивание неопределённости проведено в соответствии с ... GUM. ** Показатели точности калибруемых средств измерений указываются с учетом показателей точности используемых эталонов на основании рекомендаций соответствующих поверочных схем».

В соответствии со стандартом [3] пределу допускаемой погрешности СИ соответствует доверительная вероятность $P=1$, а для доверительных границ погрешности СИ доверительную вероятность принимают единой и выбирают из ряда: 0,90; 0,95; 0,99. Предписанное выше Руководством Федеральной службы по аккредитации «...допущение нормального распределения» привело к постановке вопроса о возможности установления границ погрешностей СИ, которым соответствует доверительная вероятность $P=1$. Возникла проблема «пересчёта погрешности в неопределённость» – «проблема U_p », так как «нормальное распределение» относится к распределениям вероятностей с бесконечными хвостами. И затем – вторая проблема: где усекать и как учитывать отсечённые хвосты, соответствующие «уровню доверия, приблизительно равному 95 %»? Ведь отклонение от этого уровня доверия на 1 % изменяет только составляющую неопределённости изме-

рения, оцененную по типу А, на 4–5 %. Таким образом «проблема U_p » добавилась к «условиям», «гармонизации» и проекту ревизии GUM, которые сегодня фактически оказываются «санкциями» [4]. Ещё более сложной проблемой оказалось то, что ревизию GUM не просто собираются осуществить в ближайшем обозримом будущем, но при этом предполагается переделывать «успешно внедрённое» в документы ГСИ, и не только «по типу А и В». Именно о такой «перспективе» предупреждали Л. К. Исаев и В. А. Кузнецов [5].

В связи с намеченной ревизией GUM обсуждение нереализованных возможностей можно рассматривать в качестве предложений по его совершенствованию. Рассмотрим исходные положения данных предложений.

Положение 1. Важнейшим положением любой теории, приверженной принципам теории вероятностей и математической статистики, является логика статистического вывода. Она связана с концепциями вероятности и правилами введения вероятностей при решении измерительных задач. Традиционно логики статистических выводов теории погрешностей и концепции неопределённости противопоставляют как «объективную случайность» и «меру незнания». Однако в терминах распределений вероятностей это противопоставление становится номинативным.

Схема субъективной концепции вероятностей Бернулли–Бейеса следующая: априорные знания об искомой в задаче величине согласно мнению эксперта представляют неким распределением вероятностей; по данным серии измерений в определенных условиях определяют функцию правдоподобия; согласно формуле Бейеса образца 1763 г. получают апостериорное распределение. При этом знаменатель формулы после интегрирования уже не зависит от искомой величины и, как отмечается в рамках «байесовского подхода», «нужен исключительно для нормировки апостериорной плотности».

При использовании метода максимального правдоподобия в форме, предложенной в 1912 г. Р. Фишером, поступают точно так же, только без формулы Бейеса. Однако метод максимального правдоподобия не даёт критерия для выбора вида распределения вероятностей. С этой точки зрения «частотный и субъективный подходы» [1] принципиально не отличаются, хотя слова об «обоснованном приписывании распределений» употребляются.

В [6] отмечено следующее: «Ясно, что чем больше априорной информации использует статистическая процедура, тем выше качество выдаваемых ею решений. Это означает, что байесовы процедуры дают наилучшие решения; затем идут процедуры, основанные на функциях правдоподобия; непараметрические процедуры должны давать наиболее «слабые» решения. Следует, однако, иметь в виду два момента.

Во-первых, упорядочивание процедур по качеству справедливо лишь в том случае, если априорная информация верна. При неверной априорной информации картина резко меняется: чем меньше априорной информации заложено в процедуру, тем слабее ухудшает решение её ложность.

Во-вторых, даже при верной априорной информации её неполное использование не обязательно намного ухудшает качество решения. На протяжении книги мы не раз встретим-

ся с такими случаями, когда непараметрические процедуры проигрывают параметрическим в эффективности лишь несколько процентов; иногда они оказываются асимптотически оптимальными (т. е. проигрыш стремится к нулю с ростом объема выборки); а иногда вообще дают наилучшие достижимые решения. Как это ни удивительно, но это – факт. Если к тому же учесть, что некоторые непараметрические процедуры намного проще параметрических, то легко понять, какое значение имеет развитие методов непараметрической статистики».

Вероятность в частотной концепции Пуассона–Мизеса вводится как предел относительной частоты события в бесконечной серии испытаний. Концепцию разрабатывали С. Пуассон, Р. фон Мизес, Дж. Венн и Г. Райхенбах. С ней связаны предельные теоремы (Я. Бернулли, А. де Муавр, П. С. Лаплас, К. Ф. Гаусс, П. Л. Чебышёв, А. А. Марков, А. М. Ляпунов), асимптотическое оценивание и последовательный анализ.

Интерполяционная концепция Гаусса–Фишера–Колмогорова связана с применением теории интерполяции случайных функций вероятностными моделями. Она создавалась на основе работ К. Ф. Гаусса, А. М. Лежандра, П. С. Лапласа, Ж. Л. Лагранжа, О. Л. Коши, П. Л. Чебышёва, А. А. Маркова, Р. А. Фишера, В. А. Котельникова, Б. В. Гнеденко, В. Н. Тутубалина, Ю. И. Алимова, В. Н. Вапника и других. Важную роль в разработке концепции сыграли принцип Лебега–Пфанцагла–Колмогорова [4] и схема перекрёстного экзамена: её первый вариант предложил М. Кенуй, а А. Г. Ивахненко использовал схему в регрессионном анализе в качестве метода группового учета аргументов [7].

В итоге оказалось минимум три правила установления «обоснованной плотности распределения», регламентированных нормативными документами:

критерий максимума вероятности согласия или минимума погрешности неадекватности согласно [8, 9], причём в качестве типовых распределений вероятностей следует применять усечённые распределения типа распределения Иордана [10];

критерий достигнутого уровня значимости или максимума вероятности «согласия», вероятности непревышения статистики непараметрического критерия критического значения [11];

постулирование согласно стандарту [12], а в случае «нормального закона» – стандарту [13].

В общем случае логика статистического вывода должна следовать известному статистическому «рецепту» [14]: «Некорректное применение статистических методов может привести к неверным заключениям. Все (возможно, и не высказанные явно) предположения, относящиеся к теоретическому распределению, должны быть проверены. Никогда не следует применять одну и ту же выборку для оценки и для проверки. Заметим, наконец, что статистические критерии не могут доказать ни одной гипотезы: они могут лишь указать на «отсутствие опровержения».

Положение 2. В GUM отсутствует проверка условий применимости статистических методов. На это обстоятельство обратили внимание и специалисты Национальной физической лаборатории Великобритании [15], но углубляться в детали не стали. Правда, это произошло уже после 2004 г., тогда на Международном научно-техническом семинаре во ВНИИМ

им. Д. И. Менделеева по математическим методам при обеспечении качества и взаимного признания результатов измерений автор провел блиц-опрос в связи с п. 2.2.1 [1]: «Слово «неопределённость» означает сомнение и, таким образом, в своём самом широком смысле «неопределённость измерения» означает сомнение относительно достоверности результата измерения. Из-за отсутствия различных слов для этого общего понятия неопределённости и специальных величин, которые дают количественные меры этого понятия, как, например, стандартное отклонение, необходимо использовать слово «неопределённость» в этих двух различных смыслах».

Мнение о неопределённости измерения в широком и узком смыслах специалистов Физико-технического института Германии, ВНИИМС и МИЭИ было единым. Ведь уже тогда было понятно, что «неопределённость измерения в широком смысле» характеризуется плотностью распределения вероятностей, принятой для описания данных измерений, а «неопределённость измерения в узком смысле» – параметр рассеяния того же распределения вероятностей [8]. Достаточно процитировать доклады упомянутых специалистов на семинарах ВНИИМ им. Д. И. Менделеева: «Математическое знание об измеряемой величине представляет распределение вероятностей на множестве возможных значений измеряемой величины»; «Распределение вероятностей измеряемой величины представляет собой зеркальное отражение распределения вероятностей погрешности измерений, а характеристики погрешности и неопределённость измерений на основе второго центрального момента совпадают»; «Неопределённость значения величины в широком смысле характеризует распределение вероятностей, а в узком смысле – параметр рассеяния этого распределения»; «Математическая часть вопроса бесспорна, но мы готовы поспорить по философским вопросам»; «Всю информацию о неопределённости калибровки имеет PDF возможных значений тестируемого параметра» [16].

Это единство мнений было позже отражено в примечании к термину «результат измерения» в Международном словаре VIM3: «Это может быть выражено в виде функции плотности вероятностей (PDF)» [17], а затем в Рекомендациях [18]: «Результат измерения может быть представлен измеренным значением величины с указанием соответствующего показателя точности. К показателям точности относятся, например, среднее квадратическое отклонение, доверительные границы погрешности, стандартная неопределённость измерений, суммарная стандартная и расширенная неопределённость. VIM3 предусматривает также представление результата измерений плотностью распределения вероятностей на множестве возможных значений измеряемой величины». С одной стороны, такое единство мнений о PDF было формальным. С другой – плотность распределения вероятностей и probability density function (PDF) как функции сохраняли возможность согласования подходов.

Что касается «отсутствия в английском языке различных слов для общего понятия неопределённости и специальных величин, которые дают количественные меры этого понятия» [1], то такие слова есть. С учётом трансформации названий

Х. Робертсона в отношении соотношения неопределённостей Гейзенберга [19], которую фактически использовали разработчики GUM, среди физических толкований неопределённости измерения можно выделить три уровня. В англоязычной литературе им соответствуют три различных термина: «uncertainty», «indeterminateness» и «indeterminacy» [19]. В этой ситуации «uncertainty» можно интерпретировать как неполноту или неадекватность описания измеряемого свойства физической величиной как математической моделью, «indeterminateness» – как неполную детерминацию количественного проявления свойства, «indeterminacy» – как влияние СИ на состояние объекта измерений. В этой связи принцип дополнительности Бора можно толковать как способ сохранения единого математического аппарата для описания погрешностей и неопределённости на основе распределений вероятностей путем взаимного ограничения области их совместной применимости согласно целям измерительных задач.

Положение 3. В стандарте [20] и в его англоязычном прототипе действительно отсутствуют важные для оценивания точности термины:

композиция – распределение вероятностей функции, аргументы которой описываются распределениями вероятностей. Определяется совместным распределением аргументов и якобианом J их функционального преобразования, при $|J| = 1$ (линейной функции аргументов) композиция вырождается в свёртку. В обоих случаях при трудностях получения аналитического решения действительно обоснованно можно использовать метод Монте–Карло;

смесь распределений – нормированная сумма распределений вероятностей. Эта математическая модель позволила эффективно решать измерительные задачи определительных и контрольных испытаний СИ в условиях неравноточности, а также в случае переменного соотношения между нормами границ погрешностей поверяемых СИ и границами погрешностей эталонов при поверке и введении целевой неопределённости при калибровке;

вероятность согласия (вероятность совпадения распределений величин) – площадь пересечения плотностей распределений вероятностей (в общем случае) или тождество для «единицы минус расстояние Колмогорова», которое является максимумом модуля разности функций распределения (в простейшем случае).

В отношении «специальных величин, количественных мер рассеяния» выбор гораздо более широк – весь список параметров рассеяния, указанный в теории вероятностей и математической статистике. Например, термин «достоверность» есть и в теории контроля, где «достоверность результата контроля» характеризуется вероятностью принятия правильного решения. Различают априорную достоверность контроля в виде условных вероятностей ошибок 1-го и 2-го родов, и апостериорную достоверность контроля, которая характеризуется вероятностью ошибки только одного рода в зависимости от принятого решения. Для измерительного контроля достоверность результата характеризуется долей распределения возможных значений контролируемой величины в соответствующей принимаемому решению области её значений. Аналогия с толерантным (P, γ) -интервалом очевидна.

Другими словами, для теории погрешностей и GUM должна быть установлена единая терминология – терминология математической статистики, и именно таким образом интерпретированы термины GUM. Например, статистические оценки должны называться не какими-нибудь «реалистическими» или «безопасными», а точечными или интервальными. Также не следует путать доверительные и толерантные интервалы, имеющие разные области применения.

Необходимо учесть, что «определение неопределённости измерения... не противоречит использованию понятия неопределённости измерений в других смыслах, таких как: мера возможной погрешности оценки измеряемой величины, полученной как результат измерения; оценка, характеризующая диапазон значений, в пределах которого находится истинное значение измеряемой величины. И независимо от того, какой смысл вкладывают в понятие неопределённости, для оценивания составляющей неопределённости всегда используют одни и те же данные» [1].

Положение 4. В настоящее время «проблема дефиниционной неопределённости» ни в GUM, ни в проекте его ревизии решения не имеет и была вынесена за рамки GUM. Согласно стандарту [1]: «3.1.2. Обычно результат измерения является только аппроксимацией или оценкой значения измеряемой величины и, таким образом, будет полным только в том случае, если он сопровождается указанием неопределённости этой оценки. ...4.1.1. В большинстве случаев измеряемую величину Y не измеряют непосредственно, а определяют через N других величин $X_1, X_2, \dots, X_N$ посредством функциональной зависимости

$$Y = F(X_1, X_2, \dots, X_N). \quad (1)$$

4.1.2. ... если данные показывают, что функциональная зависимость F не моделирует измерение с требуемой точностью, то для устранения неадекватности модели в неё должны быть включены дополнительные входные величины. ...

4.1.4. Оценку измеряемой величины Y ... получают из формулы (1), подставляя в нее *входные оценки* $x_1, x_2, \dots, x_N$ для N входных величин $X_1, X_2, \dots, X_N$...

4.1.6. Каждую входную оценку x_i и связанную с ней стандартную неопределённость $u(x_i)$ получают из вероятностного распределения значений входной величины X_i . Это вероятностное распределение можно интерпретировать как частотную вероятность, основанную на серии наблюдений X_{ik} величины X_i , или как *априорное* распределение. Оценки составляющих стандартной неопределённости по типу А основаны на частотном представлении вероятности, а по типу В – на *априорных* распределениях. Следует понимать, что в обоих случаях распределения отражают некоторое модельное представление знаний о случайной величине».

Конечно, вероятностное распределение можно пытаться интерпретировать как «частотную вероятность», основанную на серии наблюдений. Но упоминание о «серии наблюдений» в связке с оценками математического ожидания, основной статистикой которых является среднее арифметическое, ука-

зывает только на методы максимального правдоподобия и моментов. Интерпретация GUM связана не столько с частотной концепцией вероятности Пуассона–Мизеса, сколько с использованием «эмпирического распределения» относительных частот повторения выборочных значений в качестве некоторой конструкции, сходящейся при неограниченном увеличении числа измерений к априорно неизвестному распределению вероятностей. Предположение же о том, что это распределение может быть аппроксимацией конкретного распределения генеральной совокупности, даже с точки зрения центральной предельной теоремы, остается гипотезой всегда.

Заметим, что согласно [11] основным для оценивания параметров распределений принят метод максимального правдоподобия, а в качестве критерия выбора их вида – достигнутый уровень значимости или минимум MD-оценки расстояния между эмпирическим и теоретическим распределениями. При этом некорректно использование оценок по методу моментов, за исключением тех ситуаций, когда оценки по методу моментов совпадают с оценками максимального правдоподобия.

Цель измерительной задачи, решаемой в [1], состоит в определении «наилучшей» оценки величины Y – среднего арифметического полученных её значений так, как будто точно известны вид и параметры распределения величины Y . Не удивительно, что это – распределение Гаусса. При этом в [1] указано: «6.3.2. В идеале было бы желательно иметь возможность определить значение k [и, соответственно, интервал $y \pm U = y \pm k u_c(y)$], отвечающее выбранному уровню доверия, например 95 или 99 %, и, наоборот, для выбранного значения k и связанного с ним интервала определить соответствующий уровень доверия. Однако это не всегда легко реализовать на практике, поскольку требует точного знания вида распределения вероятностей, характеризуемого результатом измерения y и его суммарной стандартной неопределённостью $u_c(y)$. Хотя эти параметры очень значимы, их знания недостаточно для определения интервалов с заданными уровнями доверия». Однако задолго до появления GUM с отсутствием определённости и однозначности результатов решения измерительных задач связывали распределение вероятностей как наиболее полную характеристику неопределённости значений физических и расчётных величин, что в итоге и было отмечено в [8].

В рамках композиционного подхода погрешности неадекватности математических моделей напрямую связаны с логикой статистического вывода, с проверкой конкурирующих непараметрических гипотез. Гипотезы описывают вид распределения вероятностей по критерию минимума среднего модуля погрешности неадекватности согласно [8] или по минимуму MD-оценки расстояния между статистической функцией распределения данных и гипотетической функцией распределения вероятностей согласно [9, 11]. При этом схема перекрёстного наблюдения погрешности неадекватности [8] для математической модели объекта измерений позволяет избежать проблем потери критериями согласия свойства «свободы от распределения».

В частности, в [11, п. 2.3.1] содержится предупреждение: «При проверке сложных гипотез, когда по той же самой выборке оценивают параметры наблюдаемого закона распре-

ления вероятностей, непараметрические критерии согласия Колмогорова, Смирнова, ω^2 и Ω^2 Мизеса теряют свойство «свободы от распределения». В этом случае распределения статистик этих критериев будут зависеть от закона, которому подчинена наблюдаемая выборка. Игнорирование того, что проверяют сложную гипотезу, неучёт различия в сложных гипотезах приводят к некорректному применению непараметрических критериев согласия в приложениях и, как следствие, к неверным статистическим выводам. Различия в предельных распределениях тех же самых статистик при проверке простых и сложных гипотез настолько существенны, что пренебрегать этим абсолютно недопустимо. При достаточно большой выборке её можно разбить на две части и по одной из них оценивать параметры, а по другой проверять согласие. В случае больших объёмов выборки такой подход оправдан. Но если объём выборки относительно невелик, то способ разбиения её на две части будет отражаться и на оценках параметров, и на распределениях статистик критериев согласия».

Потеря свойства «свободы от распределения» характерна не только для критериев согласия Колмогорова, Смирнова, ω^2 и Ω^2 Мизеса, но и для всех непараметрических критериев, статистики которых основаны на погрешностях аппроксимации статистической функции распределения гипотетической функцией распределения вероятностей. Однако способ разбиения выборки не на две, а на количество частей по числу параметров модели «плюс один», оказался эффективнее [8].

Вместе с тем, ключевую особенность в определении дефиниционной неопределённости, непосредственно связанную с примечаниями к термину «дефиниционная неопределённость» [18] в отношении её минимума и «детализации модели», можно выразить в терминах композиционного подхода.

Согласно [8] совокупность моделей для конкурирующих гипотез задается моделью максимальной сложности, каждому параметру которой ставится в соответствие двоичное число, входящее в двоичный код структуры. При переборе вариантов структуры конкурирующие варианты могут отличаться комбинацией параметров и их числом, которое, по предложению А. Н. Колмогорова [21], характеризует сложность конкретного варианта структуры модели. И если рассмотреть зависимость среднего модуля погрешности неадекватности от различных вариантов структуры модели для одних и тех же данных совместных измерений, то можно обнаружить существование минимума [8]. Но этот глобальный минимум не связан с упомянутым в [18, п. 5.44, примечание 1] «практическим минимумом неопределённости». Глобальный минимум еще нужно обнаружить статистической проверкой гипотез по критерию минимума погрешности неадекватности. Это – не простая задача, реальная зависимость имеет много локальных минимумов и в общем случае требует полного перебора вариантов, т. е. достаточно больших затрат на время вычислений. Решение этой задачи при калибровке и поверке СИ показало, что погрешности неадекватности типовых функций распределений вероятностей являются величинами одного порядка с погрешностями эталонов [22]. Более того, «практический минимум дефиниционной неопределённости» заведомо больше минимума погрешности неадекватности по тривиальной при-

чине – дефинициальная неопределённость в рамках «концепции неопределённости измерения» остается ненаблюдаемой, неизвестной и непознаваемой. К сожалению, в полной мере это относится и к проекту ревизии GUM, несмотря на даже слишком большое количество предложений по его усовершенствованию.

Заключение. Согласование положений GUM и ГСИ возможно по целям измерительных задач в тех случаях, когда согласно [23] в качестве нормируемой метрологической характеристики используется систематическая составляющая Δ_S погрешности. Не удивительно, что среди инициаторов проекта ревизии GUM оказались специалисты Физико-технического института Германии и Национальной физической лаборатории Великобритании, участники того самого семинара во ВНИИМ им. Д. И. Менделеева в 2004 г. Вместе с тем, с одной стороны, предложений по развитию GUM, представляющих собой фрагменты и результаты, полученные в теории вероятностей и математической статистике, оказалось так много [4], что возникает естественный вопрос: может быть, не стоило пытаться распространять концепцию неопределённости измерения и её «близнеца по СКО» [12] на всю отечественную метрологию, а ограничиться международными сличениями первичных эталонов и теми областями измерений, где «отсутствуют необходимые эталоны».

С другой стороны, поток предложений по развитию GUM не способствует достижению главной цели Федерального закона от 26 июня 2008 г. № 102-ФЗ «Об обеспечении единства измерений» – защите прав и законных интересов граждан, общества и государства от отрицательных последствий неверных (в ФЗ – недостоверных) результатов измерений. Для этого в первую очередь необходимо обсуждать проблемы применения статистических методов при решении измерительных задач на одном языке. Также требуется разрешить противоречие «триединства измерений» [24], когда по одним и тем же данным можно получить три различных результата, не считая четвёртого – согласно международным и национальным стандартам по статистическим методам, которые в ближайшем обозримом будущем подвергать ревизии никто не собирается.

Л и т е р а т у р а

1. **ГОСТ Р 54500.3–2011/Руководство ИСО/МЭК 98-3:2008.** Неопределённость измерения. Ч. 3. Руководство по выражению неопределённости измерения.
2. **ГОСТ Р ИСО/МЭК 17025–2009.** Общие требования к компетентности испытательных и калибровочных лабораторий.
3. **ГОСТ 8.061–80. ГСИ.** Поверочные схемы. Содержание и построение.
4. **Левин С. Ф.** Руководство по выражению неопределённости измерения: ревизия – смена парадигмы или новая санкция? // Законодательная и прикладная метрология. 2016. № 5. С. 31–44.
5. **Кузнецов В. А., Ялунина Г. В.** Метрология: теоретические, прикладные и законодательные аспекты. М.: ИПК «Издателство стандартов», 1998.
6. **Тарасенко Ф. П.** Непараметрическая статистика. Томск: Изд-во Томского университета, 1976.
7. **Левин С. Ф.** Теория погрешностей: старая парадигма и «новые» альтернативы // Метрология. 2007. С. 3–18.
8. **Р 50.2.004–2000. ГСИ.** Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения.
9. **МИ 2916–2005. ГСИ.** Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач.
10. **МИ 188–86. ГСИ.** Средства измерений. Установление значений параметров методик поверки.
11. **Р 50.1.037–2002.** Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть II. Непараметрические критерии.
12. **ГОСТ Р ИСО 5725–2002.** Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений.
13. **ГОСТ Р 50779.21–2004.** Статистические методы. Правила определения и методы расчёта статистических характеристик по выборочным данным. Часть 1. Нормальное распределение.
14. **Корн Г., Корн Т.** Справочник по математике для научных работников и инженеров. М.: Наука, 1968.
15. **Кокс М., Харрис П.** Основные положения Приложения 1 к Руководству по выражению неопределённости в измерении // Измерительная техника. 2005. № 4. С. 17–24.
16. **Левин С. Ф.** Неопределённость в узком и широком смысле результатов поверки средств измерений // Измерительная техника. 2007. № 9. С. 15–19.
17. **Международный словарь по метрологии VIM3.** СПб.: НПО «Профессионал», 2010.
18. **РМГ 29–2013. ГСИ.** Метрология. Основные термины и определения.
19. **Физическая энциклопедия.** Т. 3. М.: Большая Российская энциклопедия, 1992.
20. **ГОСТ Р 50779.10–2000.** Статистические методы. Вероятность и основы статистики. Термины и определения.
21. **Колмогоров А. Н.** О таблицах случайных чисел // Семиотика и информатика. 1982. Вып. 18. С. 3–13.
22. **Левин С. Ф.** Принцип Ньютона–Эйлера, концепции вероятности и Руководство по выражению неопределённости измерения // Метрология и приборостроение. 2016. № 3 (73). С. 28–31.
23. **ГОСТ 8.009–84. ГСИ.** Нормируемые метрологические характеристики средств измерений.
24. **ГОСТ Р 8.820–2013. ГСИ.** Метрологическое обеспечение. Основные положения.

Дата принятия: 01.08.2017.